

---

**Martin Murín\***

---

## Abstract

### The Influence of Fiscal Deficit Creation on Economic Growth

The discussion of influence of fiscal consolidation on economic growth is quite interesting and important topic. Consequently, the main aim of the article is to determine differences within the influence of fiscal deficit on the economic growth, which is caused by changes in certain groups of government expenditures and revenues. We focus on two different economic growth indicators. The first is growth rate of real GDP and the second is growth rate of potential output. The panel regression method is used which data covers 13 old EU member states in 1996 to 2013. We employ the omitted fiscal variable approach. There is a hint that every deficit to revenue substitution has no significant growth effect. The results of expenditures imply, that government should reduce deficit created by debt service. The measure has relatively stronger effect on supply side. Potential output growth can also be supported by the deficit decrease of social expenditures. Lowering government consumption is detrimental to GDP, but it is not to potential output. There are some differences between results of two types of growth. Hence government should decide, if consolidation effect is considered against GDP or potential output at first.

**Keywords:** fiscal deficit, economic growth, consolidation, government revenues, government expenditures

**JEL Classification:** O40, H62, H50, H20

## Úvod

Finančná kríza vo viacerých smeroch zmenila vnímanie hospodárskej politiky. Blanchard *et al.* (2010) poukazujú na problémy spojené s monetárnou politikou, ktorá pri celení inflácie drží dlhodobo nízke úrokové miery. V prípade výraznej recesie stráca centrálna banka možnosť ovplyvniť úroveň inflácie štandardnými monetárnymi nástrojmi. Potom je odkázaná na pôsobenie fíškálnej politiky. Tá podobne narazila na svoje limity. V čase poslednej recesie nemali niektoré vlády dostatočný priestor na adekvátne stimuly. Rad ekonómov viní z terajších problémov roztopašnosť fíškálnych autorít v dobrých časoch. Crafts (2013) tvrdí, že hospodárska autorita môže podporiť rast pomocou 3 politík. Konkrétne sa jedná o fíškálnu expanziu, monetárne uvoľnenie, alebo politiku strany ponuky. Súčasný stav núti krajiny znižovať verejný dlh. Preto je dôležité hľadať také opatrenia, ktoré by neznižovali rastové možnosti problémových ekonomík, čím by sa zmiernila dominancia ostatných politík v inflačnom znižovaní reálneho dlhu.

Cieľom tohto príspevku je určiť rozdiely v dopade fíškálneho deficitu na ekonomický rast, ktorý vzniká zmenami vybraných skupín vládnych výdavkov a príjmov. Na základe

---

\* **Martin Murín** (martin.murin@vsb.cz), VŠB – Technická Univerzita Ostrava.

Tento článok vznikol s podporou SGS EkF, VŠB-TU Ostrava v rámci projektu SP2015/110 *Vplyv fíškálneho deficitu na ekonomický rast a možnosti jeho optimálneho znižovania v ČR.*

získaných výsledkov bude ambíciou článku, upozorniť na možné rast obmedzujúce účinky znižovania deficitu a obohatiť diskusiu dopadov konsolidácie na ekonomický rast. Na druhú stranu, bude prínosné určiť rozpočtové kategórie, ktorých zmeny znižujú úroveň deficitu k HDP, a súčasne môžu spôsobovať konečný rastový efekt z poklesu deficitu. Analýza nadväzuje na skoršiu prácu autora (Murín, 2014) a rozširuje ju vo viacerých aspektoch. Empirická verifikácia vychádza z panelovej regresie pôvodnej EÚ 14 v čase 1996 až 2013.

## 1. Fiškálny deficit v kontexte ekonomického rastu

Na základe ekonomickej teórie je možné očakávať, že dlhodobá nerovnováha fiškálnej politiky poškodzuje výkonnosť ekonomiky.<sup>1</sup> Aj Easterly a Schmidt-Hebbel (1993) uvádzajú jej negatívny dopad. Zároveň upozorňujú, že podľa spôsobu financovania deficitu existujú rozdielne procesy prenosu vplyvu do reálnej ekonomiky. Monetizácia dlhu podľa nich vedie k rastu inflácie. Rast domáceho dlhu vytvára tlak na rast úrokových sadzieb a obmedzuje objem úverov, resp. vytláča investície a znižuje úroveň korporátnych ziskov (Laopodis, 2012).<sup>2</sup> Rast dlhu voči zahraničiu vedie k externej nerovnováhe, depreciačným tlakom a riziku krízy zahraničného dlhu. Gupta *et al.* (2005) upozorňujú, že pokiaľ dochádza k poklesu deficitu prostredníctvom znižovania dopytu po domácich zdrojoch, má to na rast 1,5krát pozitívnejší dopad, ako proporcionálny pokles v domácich a zahraničných zdrojoch. Ak vysoko zadlžené ekonomiky znížia deficit k HDP o 2 p. b., zrýchli sa ich rast o 1 p. b.

Vysoko zadlžené ekonomiky môžu ťažiť z expanzívnej kontrakcie. Giavazzi a Pagano (1990) tvrdia, že pokiaľ je konsolidácia dostatočne razantná a perzistentná, vedie k rastu produkcie cez vtesnanie spotreby, resp. vtesnanie investícií (Afonso a Jalles, 2015a). Podstatnú rolu zohrávajú očakávania ekonomických subjektov, ktoré chápu snahu vlády ako dopredu hľadiacu, zodpovednú a kredibilnú.<sup>3</sup> Izák (2015) dopĺňa, že pri snahe znížiť verejný dlh, je nutné sledovať, okrem iného, jeho väzbu na zadlženosť súkromného sektoru. Možné dopady konsolidácie na ekonomický rast je tak potrebné posudzovať v širších súvislostiach.

Výsledný efekt konsolidácie bude závislý na ďalších faktoroch. Napr. na voľbe medzi výdavkovými škrtmi a zvyšovaním daní, pričom preferencie v literatúre smerujú k znižovaniu výdavkov. Alesina *et al.* (1999) považujú znižovanie deficitu zvýšením daňovej záťaže za rast obmedzujúce.<sup>4</sup> Rast daní má byť sprevádzaný adekvátnym pokle-

1 Afonso a Alegre (2008), Bleaney *et al.* (2001), Fisher (1993), Gupta *et al.* (2005), Checherita a Rother (2010), Christie a Rioja (2014), Kneller *et al.* (1999), Muinelo-Gallo a Roca-Sagalés (2011) atď.

2 Naopak Pelagidis a Desli (2004) uvádzajú, že deficit zvyšuje mieru súkromných ziskov. Zvýšenie podielu verejných výdavkov vytvára efekt podobný pákovému, kedy sa na makro úrovni zvyšuje rentabilita súkromného kapitálu práve vďaka dodatočným vkladom fiškálnej autority. Autori preto odporúčajú deficitné financovanie aj v strednodobom horizonte.

3 Proti nekeynesiánskym efektom stoja napr. Blanchard a Leigh (2013), ktorí tvrdia, že multiplikačné účinky fiškálnej politiky sú v časoch hlboké recesie ďaleko vyššie. De Cos a Moral-Benitos (2011) spochybňujú epizódy expanzívnej kontrakcie z dôvodu vnímania fiškálnej konsolidácie ako exogénnej voči budúcemu hospodárskemu rastu. Ak je kontrakcia schvaľovaná endogénne, potom neplatia nekeynesiánske efekty.

4 Rovnako ako napr. Acosta-Ormaechea a Yoo (2012); Arnold (2008); Furceri a Karras (2009), Kotlán a Machová (2014).

som platov, čo spôsobí tlak na pokles miezd. Takto je vlastníkom kapitálu zvýšenie daní kompenzované a miera ich zisku nemusí klesať.

V empirickej, ani v teoretickej rovine nemá fiškálny deficit vždy negatívny dopad na rast. Buscemi a Yallwe (2012) používajú dynamický panel pre Čínu, Indiu a Južnú Afriku v rokoch 1990–2009. Zistili, že výška deficitu má pozitívny účinok na rast. Zaujímavé bolo, že schodky rozpočtu pozitívne korelovali so súkromnými investíciami, domácimi úsporami, podielom úverov na HDP a otvorenosťou ekonomík. Z ich výsledkov vyplýva, že za dynamickým rastom Číny, Indie a Juhoafrickej republiky stojí silný intervencionizmus.

Fiškálny deficit môže svojou dynamikou vyrovnávať hospodársky cyklus (Blanchard *et al.*, 2010). Nižšia volatilita produktu v krátkom období teoreticky zvyšuje rast potenciálu. Taylor *et al.* (2012) dokonca tvrdia, že takýto kontracyklický efekt preváži v dlhom období aj po prihliadnutí k vplyvu deficitu na úrokové miery.

Muinel-Gallo a Roca-Sagalés (2011) uvádzajú, že deficit výrazným spôsobom znižuje príjmovú nerovnosť, čo stimuluje rast v dlhom období. Často odporúčané škrtý sociálnych výdavkov môžu viesť k poklesu. Najvýraznejšie, ak sú škrtý realizované v podpore v nezamestnanosti, alebo vo vdoveckých dôchodkoch (Furceri a Zdzenicka, 2012). Zmena daňového mixu presunom záťaže od priamych daní k spotrebným alebo majetkovým, ktorú odporúčajú napr. Crafts (2013) alebo Acosta-Ormaechea a Yoo (2012), stimuluje rast a tým znižuje deficit k HDP. Avšak politika strany ponuky prispieva k zvyšovaniu príjmovej nerovnosti (Clark a Leicester, 2004).

Podľa „zlatého pravidla verejných financií“ môže deficit, vznikajúci v investičných výdavkoch stimulovať rast. Teoreticko-empirické závery nie sú jednoznačné. Napr. Groneck (2010) tvrdí, že zlaté pravidlo je ďaleko vhodnejšie ako režim pevného deficitu. Greiner a Semmler (2000) sa domnievajú, že deficit by mal byť flexibilný nie len voči investíciám, ale aj voči plateným úrokom z dlhu. Naopak Minea a Villieu (2009) uvádzajú, že zlaté pravidlo vedie k preinvestovaniu a v porovnaní s vyrovnaným rozpočtom znižuje tempo rastu v dlhom období. Vysoká kumulácia deficitov vytvára distorziu investičného rozhodovania vlády (Bacchiocchi a Borghi, 2011). Podobný efekt môže mať rozpočtové pravidlo, kedy sú uprednostňované projekty s relatívne skorým výnosom pred projektmi, ktorých efektivita sa prejaví až v dlhom horizonte. Podobne sa posudzuje nákladové kritérium, kedy dostávajú prednosť lacnejšie projekty pred kapitálovo náročnými. V konečnom dôsledku dochádza k suboptimálnym investičným výdavkom.

Nie len objem, ale aj efekt z verejných investícií môže byť ovplyvnený veľkosťou dlhu. Checherita a Rother (2010) uvádzajú, že verejný dlh oslabuje rast približne od úrovne 90–100 % k HDP (podobne však treba posudzovať aj zadlženie súkromného sektora a vzájomné vzťahy medzi dlhmi sektorov, viď Ízák, 2015). Ako sa zadlženie blíži ku kritickej hranici, ekonomické subjekty vnímajú zvyšujúce sa riziko zlyhania dlhu, čo prehľbuje vytesnávací efekt verejných investícií (Afonso a Jalles, 2014b).

Afonso a Furceri (2010) upozorňujú, že dopad verejných investícií je daný ich efektivitou. Ak miera korupcie výrazným spôsobom znižuje efektivitu korunového zvýšenia investičného výdavku, potom nie je jednoznačné, či je veľkosť kapitálových výdavkov pozitívne ovplyvnená rozsahom korupcie. Ako ukazujú Hanousek a Kočenda (2011), v niektorých ekonomikách s klesajúcou mierou korupcie rastú verejné investície, v iných platí opačný vzťah. Isté je, že s rastúcou mierou korupcie rastie veľkosť deficitu.

Bacchiocchi a Borghi (2011) definujú vládne investície tromi kategóriami: (i) tvorba hrubého fixného kapitálu; (ii) výdavky na zdravotníctvo; (iii) výdavky na vzdelanie. Čím je ekonomika vyspelejšia, tým vyšší význam má presun preferencií vlády od kapitálovej akumulácie k ľudskému kapitálu (Christie a Rioja, 2014).

V závere je nutné dodať, že fiškálna politika má výrazné dopady na ekonomiku už v krátkom období. K estimácii týchto vzťahov dochádza pomerne rýchlo. Avšak odhad dopadu dlhodobých efektov môže byť problematický, a to vďaka nestálosti fiškálnej politiky (Gemmell *et al.*, 2011).<sup>5</sup>

## 2. Analytický rámec – prístup vynechanej premennej

Fiškálna politika môže ovplyvňovať rovnovážnu mieru rastu produktu, nie len produkt samotný. Barro (1990) používa Cobb-Douglasovú produkčnú, kde sa celková kapitálová akumulácia skladá zo súkromnej a verejnej. Zmena tvorby kapitálu je daná súčtom investícií. Tie vládne sú ponížené o úniky (Bacchiocchi a Borghi, 2011). Čím sú tieto úniky väčšie, tým je reálne navýšenie kapitálu oproti investičným výdavkom nižšie.<sup>6</sup> Pozitívny efekt je zrejmý, ak je rast produktívnych výdavkov spojený s rastom nedistorzných daní (Benos, 2009; Drobizsová a Machová, 2015). Barro vychádza z vyrovnanosti rozpočtu. Existuje veľký počet krajín, v ktorých dlhodobo prevažuje tvorba rozpočtových deficitov (Blanchard *et al.* 2010).

Kneller *et al.* (1999) rozširujú predpoklad vyrovnanosti rozpočtu o deficit/prebytok  $b$ . Celková rovnosť verejných financií je:

$$q + C + b = \tau ny + L, \quad (1)$$

kde  $q$  sú investičné výdavky vlády,  $C$  je vládna spotreba alebo ostatné výdavky vlády,  $\tau$  sadzba distorznej dane,  $n$  počet producentov,  $y$  veľkosť produkcie,  $L$  úroveň paušálnych daní. Endogénny model rastu s fiškálnymi premennými môže byť vyjadrený ako:

$$g_{it} = \alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h CON_{hit} + \sum_{j=1}^m \gamma_j FIS_{jit} + u_{it}, \quad (2)$$

kde index  $i$  definuje prierezovú jednotku, index  $t$  časovú periódu, index  $h$  kontrolnú premennú a index  $j$  fiškálnu premennú;  $g$  je tempo rastu reálneho produktu,  $CON$  je matica kontrolných premenných,  $FIS$  je matica fiškálnych premenných,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  sú príslušné parametre a  $u$  predstavuje chybovú zložku.

V prípade použitia všetkých fiškálnych premenných z (1) v (2), bude  $\sum_{j=1}^m FIS_{jit} = 0$  a odhad (3) bude trpieť dokonalou multikolinearitou vo  $FIS_{jit}$ . Vylúčením  $m$  fiškálnej premennej ( $FIS_{mit}$ ), bude získaný vzťah:

$$g_{it} = \alpha + \sum_{h=1}^H \beta_h CON_{hit} + \sum_{j=1}^m (\gamma_j - \gamma_m) FIS_{jit} + u_{it}. \quad (3)$$

Z (3) vyplýva, že v štatistickej verifikácii parametra rozpočtovej položky nie je nulová hypotéza  $\gamma_j = 0$ , ale  $(\gamma_j - \gamma_m) = 0$ .

5 Negatívne dopady volatility fiškálnej politiky potvrdzujú napr. Afonso a Furceri (2010).

6 Na daný parameter môže vplývať miera ekonomickej slobody, miera korupcie, efektivita realizovaných projektov atď. (Hanousek a Kočenda, 2011; Afonso a Furceri, 2010).

Podstatou takto formulovaného modelu je samotná regresia. Odhadnuté koeficienty sú hodnotené v podmienkach *ceteris paribus*. Z výsledkov odhadu nie je možné navrhnúť, aby rast jedného regresora bol sprevádzaný poklesom iného. To umožňuje až analýza s vynechanou premennou, kedy sa predpokladá, že hodnotený jav  $FIS_{jit}$ , nastáva s logicky opačným javom vo vynechanej premennej  $FIS_{mit}$ .

### 3. Zdrojové dáta a metodika

Empirická analýza je založená na panelových dátach, ktoré sa skladajú zo 14 starších členských krajín EÚ, v rokoch 1996–2013.<sup>7</sup> Vybrané krajiny sú súčasne členmi OECD, čím bola zaistená potrebná homogenita vzorky (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Všetky ukazovatele, okrem potenciálneho produktu, boli získané z Eurostatu a vychádzajú z metodiky ESA 2010. Odhadovaný rastový model môže byť vyjadrený vzťahom:

$$g_{it} = \beta_0 + \beta_1 Invest_{it} + \beta_2 Human_{it} + \sum_{j=1}^J (\gamma_j - \gamma_m) Fiscal_{(j-m)it-s} + D_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

pre  $i = 1 \dots N$ ;  $t = 1 \dots T$ ;  $j = 1 \dots 3$ ;  $m = 1 \dots 10$ .

Index  $i$  je prierezová jednotka,  $t$  reprezentuje čas,  $j$  je pevný počet fiškálnych regresorov v odhade,  $m$  je vynechaný fiškálny komponent a index  $s$  určuje spomalenie, výraz  $\mu_i$  je krajinne špecifický efekt a  $\varepsilon_{it}$  chyba odhadu.

Závislú premennú  $g_{it}$  predstavujú dve varianty. Medziročný rast reálneho produktu na hlavu<sup>8</sup> a rast potenciálneho produktu na hlavu,<sup>9</sup> získaný z OECD Economic Outlook, 2014.

Nezávislé premenné sú rozdelené do dvoch kategórií. Prvá, tzv. kontrolná, ktorá nie je v strede záujmu príspevku, je tvorená štandardnými rastovými premennými. Sala-i-Martin (1997) odhadol takmer dva milióny rovníc, z ktorých vyplýva, že približne 60 premenných má signifikantný vplyv na rast. Premenné sa navzájom ovplyvňujú.<sup>10</sup> Použitím robustnejšej Extreme Bounds Analysis (EBA) boli odhalené pomerne stále efekty premenných: (i) kapitálová akumulácia k HDP; (ii) počiatočná úroveň HDP na osobu; (iii) zásoba ľudského kapitálu; (iv) tempo rastu populácie (Afonso a Furceri, 2010). Viacero autorov ďalej používa otvorenosť ekonomiky (Afonso a Jalles, 2014b; Gupta *et al.*, 2005; Checherita a Rother, 2010; Romero-Avila a Strauch, 2008).

7 Z EÚ 15 bolo vylúčené Grécko z dôvodu nízkej kvality dát.

8 Medziročné tempo rastu používajú Benos (2009), Gemmel *et al.* (2011), Furceri a Karras (2009), Romero-Avila a Strauch (2008) a ďalší. Mnohí volia  $n$  ročný priemer. Napr. Afonso a Alegro (2008), Afonso a Jalles (2014b), Kneller *et al.* (1999) používajú 5 ročné priemery pre odstránenie hospodárskeho cyklu. Z dôvodu dĺžky časových radov nebol tento postup vhodný. Ďalšou možnosťou sú dopredu kľzavé priemery (Devarajan *et al.*, 1996; Izák, 2015). Tie vnášajú do odhadu dodatočnú autokoreláciu, preto boli z analýz vyňaté.

9 Potenciálny produkt definuje OECD ako odhad vychádzajúci z rastového účtovníctva, založený na rozšírenej Cobb-Douglasovej produkčnej funkcii. Jedná sa o ukazovateľ orientovaný na ponukovú stranu ekonomiky, zachytávajúci vývoj jej kapacity.

10 Nie je cieľom príspevku presne kvantifikovať vplyv fiškálnych premenných, ale určiť ich významnosť, smer a relatívnu veľkosť.

Odhadovaný model bol niekoľko násobne modifikovaný. Konečný výber kontrolných premenných je pomerne optimálnou alternatívou vo vzťahu k empirickej analýze.<sup>11</sup> V rovnici (5) ide o  $Invest_{it}$  – akumuláciu fixného kapitálu aproximovanú tvorbou súkromného hrubého kapitálu k HDP a  $Human_{it}$  – akumuláciu ľudského kapitálu aproximovanú podielom minimálne stredoškolsky vzdelanej populácie v produktívnom veku.<sup>12</sup>  $Invest_{it}$  a  $Human_{it}$  boli zlogaritmované.

Druhá skupina regresorov je tvorená fiškálnymi v podiely na HDP za všeobecnú vládu –  $Fiscal_{(j-m)it-s}$ .<sup>13</sup> Ich problémom je potenciálna endogenita. V tomto smere vychádza vzťah (5) z rovnice Afonso a Alegre (2008). Tí riešia endogenitu pomocou GMM odhadu ARDL modelu. Estimátor je vhodnejší, ak je  $N$  väčšie ako  $T$ , čo výskumná vzorka nespĺňa (Baltagi, 2005). Acosta-Ormaechea a Yoo (2012) uvádzajú, že problém je výraznejší, ak je závislá premenná logaritmus HDP. Furceri a Zdzenicka (2012) odstraňujú endogenitu modelovaním fiškálneho šoku, ktorý je očistený o endogénne vplyvy. Postup je vhodnejší skôr pre krátkodobú dynamiku. Gemmel *et al.* (2011) využívajú PMG odhad, ktorý pomocou AIC umožňuje určiť optimálne spomalenie premenných, a nakoniec používajú spomalenie o 1 až 2 obdobia. Bleaney *et al.* (2001) a Romero-Avila a Strauch (2008) definujú za vhodné distribuované spomalenie do 8. obdobia. Bacchiocchi a Borghi (2011), Drobizsová a Machová (2015) atď. sa pokúšajú odstrániť dopad Wagnerovho zákona spomalením fiškálnych premenných o 1 obdobie. V empirickej časti príspevku bola hodnota  $s = 1$  stanovená na základe rešerše a ekonometrických možností, čo aspoň v logickej rovine čiastočne znižuje efekt Wagnerovho zákona.<sup>14</sup>

Benos (2009) uvádza, že fiškálne ukazovatele majú byť agregované do väčších skupín, inak je regresia zaťažená veľkým počtom regresorov. Preto každý odhad obsahuje tri fiškálne premenné. Konkrétne sa jedná o celkové vládne výdavky  $Gex_{it}$ , celkové vládne príjmy  $Gre_{it}$  a fiškálny deficit  $Def_{it-1}$ , ktorého kladné hodnoty vyjadrujú deficit a záporné prebytok. Vynechanie  $m$  rozpočtového komponentu znamenalo poníženie zodpovedajúcej celkovej kategórie o danú hodnotu. Postupne boli posudzované zmeny vo výsledkoch po vynechaní spotreby vlády, sociálnych výdavkov, úrokových platieb, vládnych investícií a produktívnych výdavkov, ktoré pozostávali z investičných výdavkov a výdavkov na vedu a výskum (Bacchiocchi a Broghi, 2011). Na strane príjmov išlo o priame dane, príspevky sociálneho zabezpečenia, nepriame dane, distorzné a nedistorzné príjmy. Distorzné príjmy sú tvorené priamymi daňami a príspevkami na sociálne

- 11 V rámci projektu bola snaha včleniť do modelu väčší počet regresorov. Aproximácie otvorenosti ekonomiky neprispievali k jeho skvalitneniu. Boli buď nesignifikantné, alebo narúšali stálosť koeficientov ostatných kontrolných premenných (Murín, 2014). Tempo rastu populácie vstupuje do modelu nepriamo, prostredníctvom závislých premenných. Riešiť počiatočnú úroveň HDP v dátach s ročnou periodicitou nemá zmysel, ak sú očakávané fixné efekty, viď (5).
- 12 Podobne ako Kotlán a Machová (2014). Niektorí autori používajú priemerný počet rokov školskej dochádzky vekovej skupiny 25+ podľa Barra a Leea (Checherita a Rother, 2010; Afonso a Jalles, 2014b; atď.). Ten je do roku 2005 dostupný v 5 ročných intervaloch, čo bráni jeho použitiu.
- 13 Odôvodňujú Romero-Avila a Strauch (2008).
- 14 Ani toto spomalenie nemusí byť postačujúce, ak sú výdavky a príjmy vlády závislé od očakávania budúceho vývoja, a toto očakávanie je správne. Zároveň majú fiškálne premenné v čase rozložený vplyv (viď Kotlán a Machová, 2014). Pri nedostatočnom počte pozorovaní (napr. prístup Bleaney *et al.* (2001) výrazne skráti počet pozorovaní) je možné využiť simulačné modely, založené na dynamickej rovnováhe. Jednou z alternatív je model QUEST III. Aj keď bývajú kritizované, ich aplikácia môže prispieť k prijatiu komplexnejším záverov v ďalších príspevkoch.



zabezpečenie. Zvyšná časť vládnych príjmov je považovaná za nedistorzné (Bleaney *et al.* 2001).

Problém odľahčých hodnôt a zdanlivej regresie z titulu spoločného vývoja počas hospodárskej krízy bol čiastočne korigovaný pomocou dummy premennej  $D_{it}$ . Časovo a krajinne špecifický priebeh krízy znamená  $D_{it} = 1$ . Ten je definovaný od prvého poklesu reálneho HDP na osobu medzi rokmi 2007–2009, až po návrat hodnôt reálneho HDP na osobu do predkrízového stavu.  $D_{it} = 0$  definuje obdobie pred začiatkom a po skončení krízy.

Pred samotným odhadom vplyvu fiškálneho deficitu na ekonomický rast bolo potrebné posúdiť stacionaritu vstupných radov. Metodický postup je rovnaký Drobiszová a Machová (2015), Kotlán a Machová (2014).

Všetky premenné okrem  $g_{it}$ ,  $Human_{it}$  a  $Def_{it}$  bolo potrebné diferencovať. Pre zachovanie rovnosti (1), z ktorého vychádza prístup vynechanej premennej, boli vypočítané diferencie aj pre  $Def_{it-1}$ . Výsledný odhadovaný model má tvar:

$$g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d(Invest_{it}) + \alpha_2 Human_{it} + \sum_{j=1}^J (\lambda_j - \lambda_m) d(Fiscal_{(j-m)it-1}) + D_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

v ktorom výraz  $d$  pred regresorom značí prvú diferenciu.

Konečný model (6) definuje ekonomický rast v závislosti na tempe rastu súkromnej akumulácie fixného kapitálu, logaritme podielu populácie s minimálne stredoškolským vzdelaním v produktívnom veku, prvej diferencií výdavkových a príjmových veličín a ich bilancie v predchádzajúcom roku.

Pre odhady modelu (6) bola zvolená prierezovo vážená MNŠ s využitím softwaru Eviews 7, ktorá zmierňuje problém heteroskedasticity (Izák, 2015). Po splnení jej predpokladov sa javí byť pre danú vzorku a bez AR člena v (6) najvhodnejšia (Baltagi, 2005). Navzdory kritériu homogenity výberu krajín boli pretrvávajúce časovo invariantné rozdiely odstránené pomocou fixných efektov. Opodstatnenosť ich použitia bola overená Hausmanovým testom, ktorého výsledná signifikancia je uvedená v poslednom riadku výsledkových tabuliek 1 až 4.<sup>15</sup>

Problém heteroskedasticity a autokorelácie bol riešený pomocou robustných estimátorov. Konkrétne sa jednalo o Whiteové štandardné chyby a kovarianciu v čase.<sup>16</sup>

#### 4. Empirická analýza vplyvu tvorby fiškálneho deficitu na ekonomický rast

Nasledujúca analýza rozširuje výsledky skoršieho príspevku autora. Murín (2014) tvrdí, že deficit vnikajúci rastom vládnych výdavkov rastu škodí, a naopak, pokiaľ je deficit spôsobený zmenami v príjmoch, dochádza k jeho zvýšeniu. V porovnaní s výsledkami o celkových kategóriách bude d'aleko zaujímavejšie určiť vplyv ich čiastkových komponentov. Ďalšou ambíciou príspevku je rozšírenie analýzy o také vyjadrenie ekonomického rastu, ktorého definícia by lepšie odpovedala dlhodobému rastu v porovnaní s medziročnou

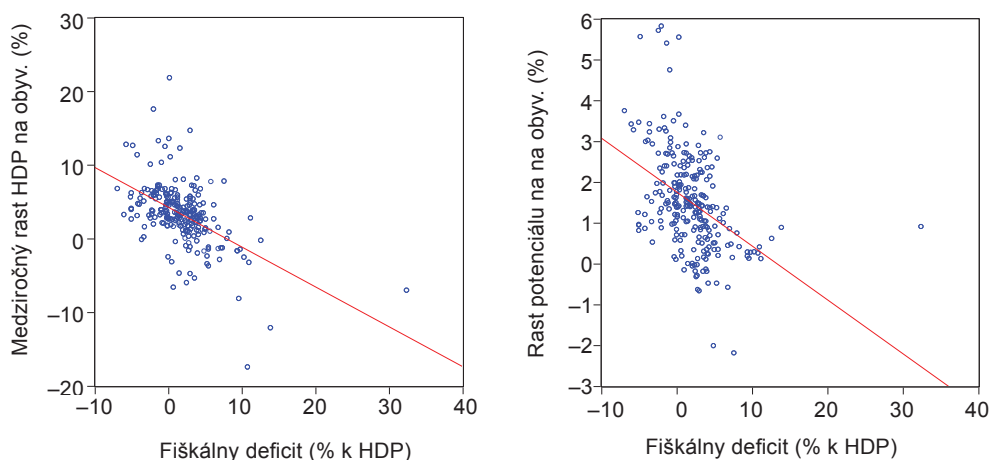
15 Kompletne výsledky sú k dispozícii na vyžiadanie.

16 Robustný estimátor rieši problém heteroskedasticity a prípadnej prierezovej korelácie. Odhad konzistentný voči heteroskedasticite a autokorelácií (HAC), ktorý využíva napr. Checherita a Rother (2010), nie je súčasťou použitého softwaru. Z dostupných možností je zvolený estimátor najvhodnejší, čo dokazuje jeho časté využitie v príspevkoch tohto typu.

mierou rastu reálneho HDP na hlavu. Z tohto dôvodu bola vypočítaná miera rastu potenciálneho produktu na hlavu, publikovaného OECD.

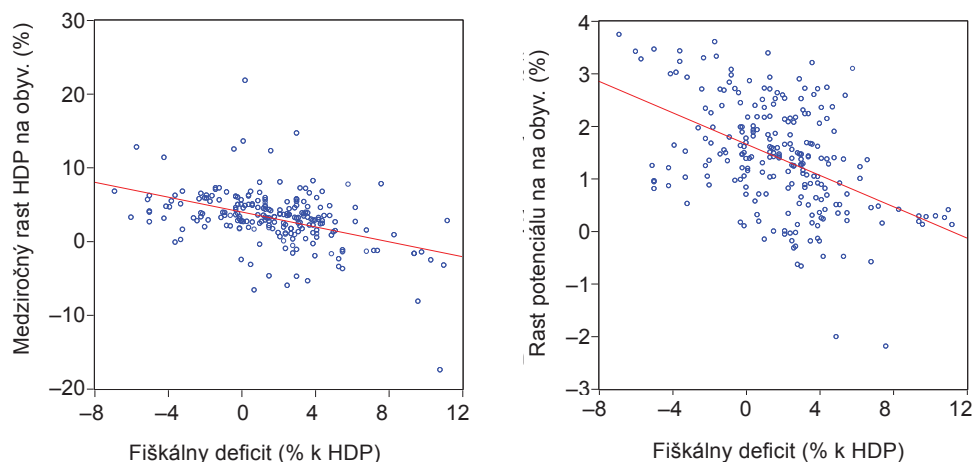
Obrázok 1 zobrazuje bodové diagramy s príslušnými regresnými líniami veličín merojúcich tempo ekonomického rastu (vertikálna os) a fiškálneho deficitu (horizontálna os) pre celú skúmanú vzorku. Obe priamky sú klesajúce, čo poukazuje na vzájomný, nepriamo úmerný vzťah. V oboch prípadoch je sklon priamky ovplyvnený extrémne odľahlými pozorovaniami. Za problematickú krajinu bolo určené Írsko, ktoré v roku 2010 vplyvom rapidného nárastu kapitálových výdavkov, spôsobného sanáciou domáceho bankového sektoru, dosiahlo deficit 32,5 % k HDP.

**Obrázok 1 | Vzťah rozpočtového deficitu a ekonomického rastu v EÚ 14, roky 1996–2014**



Zdroj: vlastné výpočty

**Obrázok 2 | Vzťah rozpočtového deficitu a ekonomického rastu v EÚ 13, roky 1996–2014**



Zdroj: vlastné výpočty



Obrázok 2 zobrazuje rovnaké bodové diagramy, ako sú v obrázku 1 po vynechaní Írska. Aj keď nedošlo k eliminácii všetkých odľahlých pozorovaní, ich relatívna veľkosť bola podstatne znížená. Ostatné odľahlé pozorovania sa týkali najmä hospodárskej krízy, ktorá je v odhadoch korigovaná o umelú premennú.<sup>17</sup>

## 4.1 Vplyv tvorby deficitu na ekonomický rast

Hlavným cieľom príspevku je zistiť rozdiely v dopade fiškálneho deficitu na ekonomický rast, ktorý vzniká zmenami vybraných komponentov vládnych výdavkov a príjmov. Pre naplnenie tohto cieľa bola zvolená metóda vynechanej premennej, opísaná v časti 2. Tá umožňuje sledovať rozdielne dopady fiškálnych premenných po prihliadnutí k ich spoločnej báze. Kneller *et al.* (1999), neskôr Bleaney *et al.* (2001) považujú túto bázu za implicitný zdroj financovania v odhade ponechaných premenných. V podobnom duchu Acosta-Ormaechea a Yoo (2012) alebo Arnold (2008) hodnotia efekt daňových zmien pri nemennom celkovom zaťažení. Drobiszová a Machová (2015) sledujú dopad substitúcie fiškálnych premenných na ekonomický rast. Z týchto dôvodov je konkrétny odhad deficitu vysvetľovaný ako efekt jeho „financovania“, čo nie je ničím iným, ako spôsobom jeho vzniku. Výsledné závery musia byť vnímané s istou rezervou. V skutočnosti totiž nedochádza k reálnej identifikácii príčin vzniku deficitu, ktorá by bola účtovne podložená. Metóda iba umožňuje pozorovať rozdiely medzi odhadmi, vychádzajúce z predpokladov metódy.

Tabuľka 1 zobrazuje výsledky regresii po vynechaní vládnych výdavkov s nezávislou premennou tempom rastu HDP. Ten predstavuje ekonomický rast z krátkodobejšieho pohľadu. Výsledky kontrolných premenných nie sú cieľom príspevku, preto im ďalší text nie je venovaný. Avšak ich parametre boli vo všetkých odhadoch relatívne nemenné a v súlade s očakávaním.

Vplyv deficitu bol pozitívny po vynechaní produktívnych výdavkov, spotreby vlády a vládnych investícií. Parameter posledne menovaného odhadu bol menší ako u deficitu s vynechanými produktívnymi výdavkami. Vyšší vplyv produktívnych výdavkov naznačuje platnosť záverov Christie a Rioja (2014), o význame presunu preferencií vládnych investícií. Pozitívny vplyv z vynechania investícií opisujú Afonso a Alegre (2008) vtesnávaním súkromného kapitálu. Afonso a Jalles (2014b) si všimli, že zatiaľ čo úroveň vládnych investícií napomáha rastu, ich volatilita pôsobí skôr protichodne. Uvoľnenie prípadného deficitného pravidla voči investičným výdavkom môže znižovať ich volatilitu (Bacchiocchi a Broghi, 2011).

Z krátkodobého hľadiska má pozitívny dopad aj deficit vznikajúci vládnu spotrebou. Ide o najväčšiu výdavkovú položku. Tvorí v priemerne 43,3 % celkových výdavkov vzorky. Kontracyklický efekt tohto deficitu môže vplývať prorsastovo (Taylor *et al.*, 2012). Podskupiny spotreby (napr. platy a odmeny v štátnej správe alebo nákupy vlády) môžu vyrovnávať celkovú spotrebu. Výhodou spotrebných výdavkoch v porovnaní s investičnými je ich operatívnosť a objem.

17 Niektoré odľahlé hodnoty sa týkali Veľkej Británie. Jej vynechanie z regresie malo minimálny vplyv na výsledky. Rovnako skrátenie časových radov o problematický rok 1998 neprispelo k skvalitneniu odhadov.

**Tabuľka 1 | Vplyv fiškálneho deficitu po vynechaní výdavkov na rast HDP, EÚ 13 (1996–2013)**

| Závislá premenná   | Tempo rastu reálneho HDP na obyvateľa v % |                      |                      |                      |                     |
|--------------------|---|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Vynechaná premenná | Spotreba vlády                            | Sociálne výdavky     | Úrokové platby       | Vládne investície    | Produktívne výdavky |
| $\alpha_0$         | –8,557*<br>(–1,82)                        | –8,780*<br>(–1,93)   | –7,106*<br>(–1,66)   | –9,515**<br>(–2,08)  | –9,257**<br>(–2,03) |
| $d(Invest_t)$      | 17,967**<br>(5,27)                        | 18,876***<br>(5,42)  | 14,310***<br>(4,81)  | 15,386***<br>(4,80)  | 15,413***<br>(4,99) |
| $Human_t$          | 3,441***<br>(2,58)                        | 3,542***<br>(2,77)   | 2,999***<br>(2,49)   | 3,747***<br>(2,91)   | 3,673***<br>(2,86)  |
| $d(Gex_{t-1})$     | –0,828**<br>(–2,55)                       | 0,668<br>(1,40)      | 1,183***<br>(4,14)   | –0,650*<br>(–1,95)   | –0,682**<br>(–2,14) |
| $d(Gre_{t-1})$     | 0,737***<br>(3,38)                        | –0,337<br>(–0,94)    | –1,007***<br>(–3,34) | 0,756**<br>(2,19)    | 0,780**<br>(2,43)   |
| $d(Def_{t-1})$     | 0,640***<br>(2,85)                        | –0,429<br>(–1,14)    | –1,141***<br>(–5,79) | 0,639**<br>(2,32)    | 0,660**<br>(2,54)   |
| $D_t$              | –3,733***<br>(–5,45)                      | –4,037***<br>(–6,47) | –3,754***<br>(–5,79) | –4,010***<br>(–6,29) | –4,018<br>(–6,39)   |
| Adj. $R^2$         | 0,650                                     | 0,641                | 0,652                | 0,644                | 0,649               |
| N                  | 208                                       | 208                  | 208                  | 208                  | 208                 |
| Hausman. Sig.      | 0,058                                     | 0,090                | 0,050                | 0,048                | 0,069               |

Poznámka: Vybalansovaný panel, cross-section weights s fixnými efektmi; v zátvorkách sú uvedené t-štatistiky, ktoré sú korigované o heteroskedasticitu a autokoreláciu; smerodajné odchýlky sú spočítané pomocou robustných estimátorov; \*\*\*, \*\*, \* označuje hladinu významnosti 1 %, 5 % a 10 %.

Zdroj: vlastné výpočty

Najvýraznejší parameter deficitu bol odhadnutý po vynechaní platených úrokov.<sup>18</sup> Zistenie je v rozpore s pravidlom flexibilného deficitu voči dlhovej službe (Greiner a Semmler, 2000) a naznačuje platnosť nelineárneho vzťahu rastu a dlhu (Checherita a Rother, 2010). Pri opustení od podmienky *ceteris paribus* každý deficit môže predstavovať prírastok dlhu v danom roku a ovplyvňovať veľkosť úrokov. Ak verejný dlh prekročí určitú hranicu, bude akékoľvek jeho navýšenie spomaľovať rast. Teoreticky, dokonca už v krátkom období (Giavazzi a Pagano, 1990). Deficit pritom nemusí byť sprevádzaný ani rastom úrokových sadzieb. Ako tvrdí Afonso a Jalles (2014a), dôležité budú očakávania ekonomických subjektov. Samotná dlhová služba môže dokonca ovplyvňovať ochotu vlády investovať (Bacchionchi a Broghi, 2011). Vplyv deficitu vznikajúci prostredníctvom sociálnych výdavkov nemá štatisticky významný dopad na rast, podobne ako Benos (2009). Afonso a Alegre (2008), Afonso a Jalles (2014b) alebo Drobizsová a Machová

<sup>18</sup> Takmer 2krát silnejší ako vplyv deficitu po vynechaní investícií.

(2015), a ďalší považujú tieto výdavky za neefektívne. Naopak, Afonso a Furceri (2010) odhadol pozitívny dopad sociálnych transferov. Furceri a Zdzenicka (2012) tvrdia, že celkové sociálne výdavky napomáhajú stimulovať krátkodobý rast. Výsledky tabuľky 1 žiadnu z týchto možností nenaznačujú ani pri pohľade na parametre ostatných fiškálnych regresorov.

Vynechanie daňových kategórií v tabuľke 2 neovplyvnilo významnosť fiškálneho deficitu, čo by znamenalo, že navýšenie príjmov, s cieľom znížiť deficit, by krátkodobému rastu nemuselo prekážať. Do popredia sa tak dostáva úloha očakávaní ekonomických subjektov. Tento záver však môže byť znehodnotený rozloženým efektom daní v čase a súčasne je v rozpore s Alesina *et al.* (1999), ktorí považujú vzťah daní a rastu za negatívny.

**Tabuľka 2 | Vplyv fiškálneho deficitu po vynechaní príjmov na rast HDP, EÚ 13 (1996–2013)**

| Závislá premenná    | Tempo rastu reálneho HDP na obyvateľa v % |                       |                      |                      |                      |
|---------------------|---|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Vynechaná premenná  | Priame dane                               | Sociálne zabezpečenie | Nepriame dane        | Distorzné príjmy     | Nedistorzné príjmy   |
| $\alpha_0$          | −10,324**<br>(−2,14)                      | −10,665**<br>(−2,39)  | −10,445**<br>(−2,36) | −10,023**<br>(−2,25) | −10,023**<br>(−2,25) |
| $d(Invest_t)$       | 16,569***<br>(5,41)                       | 17,184***<br>(5,77)   | 17,658***<br>(6,65)  | 16,632***<br>(5,93)  | 16,632***<br>(5,93)  |
| $Human_t$           | 3,974***<br>(2,92)                        | 4,073***<br>(3,24)    | 4,011***<br>(3,21)   | 3,890***<br>(3,10)   | 3,890***<br>(3,10)   |
| $d(Gex_{t-1})$      | 0,081<br>(0,66)                           | 0,343*<br>(1,64)      | −0,155<br>(−0,89)    | 0,155*<br>(1,65)     | 0,045<br>(0,20)      |
| $d(Gre_{t-1})$      | 0,076<br>(0,67)                           | −0,287<br>(−1,06)     | 0,380*<br>(1,91)     | −0,110<br>(−0,45)    | 0,110<br>(0,45)      |
| $d(Def_{t-1})$      | −0,027<br>(0,20)                          | −0,302<br>(−1,45)     | 0,216<br>(1,49)      | −0,098<br>(0,36)     | 0,012<br>(0,06)      |
| $D_t$               | −4,028***<br>(−6,06)                      | −3,991***<br>(−6,58)  | −3,965***<br>(−6,67) | −4,013***<br>(−6,34) | −4,013***<br>(−6,34) |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0,634                                     | 0,643                 | 0,638                | 0,634                | 0,634                |
| N                   | 208                                       | 208                   | 208                  | 208                  | 208                  |
| Hausman Sig.        | 0,020                                     | 0,007                 | 0,017                | 0,042                | 0,042                |

Poznámka: Rovnaká ako poznámka tabuľky 1.

Zdroj: vlastné výpočty

Tabuľka 3 zobrazuje výsledky regresíí s vysvetľovaným tempom rastu potenciálneho produktu. Z metodického hľadiska zachytáva táto analýza dlhodobjšie tendencie s orientáciou vplyvu fiškálnej politiky na kapacitu ekonomiky.

Rovnako ako v predchádzajúcich výsledkoch je najvýraznejší vplyv deficitu získaný po vynechaní úrokových platieb. V tomto prípade sa jedná o takmer 4krát väčší parameter, ako je po vynechaní vládnych investícií. Dlhová služba výrazne negatívne vplýva na efekt deficitu. Samotné úroky znižujú rast, čo potvrdzuje mnoho štúdií (napr. Afonso a Jalles, 2014b).

Druhý najvýraznejší koeficient mal deficit po vynechaní sociálnych výdavkov. Záporné znamienko demonštruje neefektívnosť sociálnych výdavkov pri ich deficitnom financovaní. Ak sociálne výdavky znižujú príjmovú nerovnosť, čo ovplyvňuje ekonomický rast pozitívne, potom tento pokles nie je dostačujúci, aby vyrovnal negatíva z deficitu (viď Muinel-Gallo a Roca-Sagalés, 2011).

Na rozdiel od predchádzajúcej analýzy je dopad deficitu po vynechaní vládnych investícií vyšší ako u produktívnych výdavkov. Výsledok oboch analýz je v súlade zástancami zlatého pravidla (Bacchiocchi a Broghi, 2011; Greiner a Semmler, 2000; Groneck, 2010). Pelagidis a Desli (2004) poukazujú na pákový efekt vládnych investícií voči súkromným, čo môže vysvetľovať ich pozitívny vplyv na tempo rastu kapacity ekonomiky aj po prihladnutí k negatívam z tvorby deficitu.

**Tabuľka 3 | Vplyv fiškálneho deficitu po vynechaní výdavkov na rast potenciálu, EÚ 13, 1996–2013**

| Závislá premenná    | Tempo rastu potenciálneho produktu na obyvateľa v % |                       |                       |                       |                       |
|---------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Vynechaná premenná  | Spotreba vlády                                      | Sociálne výdavky      | Úrokové platby        | Vládne investície     | Produktívne výdavky   |
| $\alpha_0$          | -15,049***<br>(-5,85)                               | -14,952***<br>(-6,57) | -12,852***<br>(-5,84) | -15,390***<br>(-6,84) | -15,273***<br>(-6,75) |
| $d(Invest)_t$       | 2,450**<br>(2,57)                                   | 1,872**<br>(2,41)     | 0,930<br>(0,95)       | 1,616*<br>(1,81)      | 1,680*<br>(1,94)      |
| $Human_t$           | 4,637***<br>(6,38)                                  | 4,616***<br>(7,19)    | 3,986***<br>(6,36)    | 4,740***<br>(7,46)    | 4,707***<br>(7,36)    |
| $d(Gex_{t-1})$      | -0,246**<br>(-2,33)                                 | 0,247**<br>(2,19)     | 0,732***<br>(3,42)    | -0,297***<br>(-3,05)  | -0,278***<br>(-3,42)  |
| $d(Gre_{t-1})$      | 0,109<br>(1,60)                                     | -0,229**<br>(-2,47)   | -0,784***<br>(-3,33)  | 0,229**<br>(2,19)     | 0,209**<br>(2,27)     |
| $d(Def_{t-1})$      | 0,107<br>(1,58)                                     | -0,242***<br>(-2,65)  | -0,804***<br>(-3,54)  | 0,213**<br>(2,49)     | 0,194***<br>(2,68)    |
| $D_t$               | -0,278**<br>(-2,32)                                 | -0,270***<br>(-2,64)  | -0,236***<br>(-2,64)  | -0,278***<br>(-2,85)  | -0,278***<br>(-2,83)  |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0,765   | 0,766                 | 0,742                 | 0,768                 | 0,768                 |
| N                   | 208   | 208                   | 208                   | 208                   | 208                   |
| Hausman Sig.        | 0,000   | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 |

Poznámka: Rovnaká ako poznámka tabuľky 1.

Zdroj: vlastné výpočty

Oproti tabuľke 1 je efekt vynechania spotreby vlády na parameter deficitu nesignifikančný. Afonso a Jalles (2014b), Romero-Avila a Strauch (2008) tvrdia, že spotreba vlády znižuje rastový potenciál ekonomiky. Rovnako Giavazzi a Pagano (1990) uvádzajú, že jej zníženie, vedúce k poklesu deficitu, by malo stimulovať rast.

Tabuľka 4 predstavuje výsledné odhady rastovej rovnice (6) s tempom rastu potenciálu po vynechaní skupín vládnych príjmov. Podobne ako v predchádzajúcich výsledkoch v tabuľke 2 takýto postup neodhalil žiadny signifikantný efekt deficitu. Záver je teda podobný so záverom pri použití tempa rastu HDP ako závislej premennej. Rozdiel medzi tabuľkou 2 a 4 je v stĺpci vynechania nepriamych daní. Vplyv daňového posunu od nepriamych k ostatným na rast HDP je kladný, a naopak pri raste potenciálu negatívny. Tabuľka 2 tak naznačuje platnosť záverov Furceri a Karras (2009) o škodlivosti nepriamych daní. Tabuľka 4 potvrdzuje závery Acosta-Ormaechea a Yoo (2012) alebo Arnold (2008). Presun od nepriamych (hlavne spotrebných) daní prispieva k zvýšeniu tempa rastu HDP prostredníctvom dopadu na súkromnú spotrebu, alebo prostredníctvom poklesu príjmovej nerovnosti (Clark a Leicester, 2004). Pozitíva opačného presunu daní na rast potenciálu vysvetľuje ekonómia strany ponuky (Crafts, 2013).

**Tabuľka 4 | Vplyv fiškálneho deficitu po vynechaní príjmov na rast potenciálu, EÚ 13, 1996–2013**

| Závislá premenná    | Tempo rastu potenciálneho produktu na obyvateľa v % |                       |                       |                       |                       |
|---------------------|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Vynechaná premenná  | Priame dane   | Sociálne zabezpečenie | Nepriame dane         | Distorzné príjmy      | Nedistorzné príjmy    |
| $\alpha_0$          | -15,468***<br>(-6,84)                               | -15,532***<br>(-6,78) | -15,422***<br>(-6,99) | -15,418***<br>(-6,58) | -15,418***<br>(-6,58) |
| $d(Invest_t)$       | 1,948**<br>(2,37)                                   | 1,943**<br>(2,37)     | 1,756**<br>(2,09)     | 1,888**<br>(2,23)     | 1,888**<br>(2,23)     |
| $Human_t$           | 4,762***<br>(7,45)                                  | 4,781***<br>(7,38)    | 4,748***<br>(7,62)    | 4,748***<br>(7,18)    | 4,748***<br>(7,18)    |
| $d(Gex_{t-1})$      | -0,060<br>(-1,04)                                   | -0,048<br>(-0,62)     | 0,014<br>(0,21)       | -0,056<br>(-1,02)     | -0,048<br>(-0,80)     |
| $d(Gre_{t-1})$      | 0,009<br>(0,21)                                     | -0,008<br>(-0,09)     | -0,083***<br>(-2,65)  | 0,008<br>(0,16)       | -0,008<br>(-0,16)     |
| $d(Def_{t-1})$      | 0,002<br>(0,04)                                     | -0,010<br>(-0,13)     | -0,070<br>(-1,28)     | -0,001<br>(-0,03)     | -0,009<br>(-0,19)     |
| $D_t$               | -0,302***<br>(-2,80)                                | -0,312***<br>(-3,03)  | -0,308***<br>(-2,78)  | -0,310***<br>(-2,79)  | -0,310***<br>(-2,79)  |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0,763   | 0,759                 | 0,766                 | 0,759                 | 0,759                 |
| N                   | 208   | 208                   | 208                   | 208                   | 208                   |
| Hausman Sig.        | 0,000   | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 | 0,000                 |

Poznámka: Rovnaká ako poznámka tabuľky 1.

Zdroj: vlastné výpočty

## Záver

Otázky znižovania deficitu predstavujú v súčasnej dobe aktuálnu tému. Z teoretického pohľadu by mali vysoké a pretrvávajúce deficity znižovať rastový potenciál ekonomiky. Avšak môžu existovať určité výnimky, kedy je deficitné financovanie obhajované. Široko diskutované zlaté pravidlo verejných financií je toho príkladom.

Cieľom príspevku bolo určiť rozdiely v dopade fiškálneho deficitu na ekonomický rast, ktorý vzniká zmenami vybraných skupín vládnych výdavkov a príjmov. Výskumná vzorka bola zostavená zo starších členských krajín EÚ v rokoch 1996–2013. Z EU 15 bolo vylúčené Grécko a neskôr Írsko. Panelová regresia vychádzala z prístupu vynechanej premennej (Kneller *et al.*, 1999). Odhad bol realizovaný pomocou prierezovo váženej MNŠ s fixnými efektmi.

Z výsledkov výdavkových komponentov vyplýva, že pokiaľ chce vláda znižovať deficit a podporiť rast HDP, potom by mala znižovať platené úroky z dlhu. Škrty v sociálnych výdavkoch rast neohrozia. Nevhodným opatrením je pokles vládnej spotreby a investičných výdavkov. Pozitívny dopad spotreby vlády je možné vysvetliť tým, že rast HDP na obyvateľa je výrazne ovplyvnený celkovou spotrebou. Spotreba vlády zjavne dokáže vyrovnávať kolísanie súkromnej.

Pokiaľ sú ciele vlády orientované na ekonomický rast z dlhodobejšieho pohľadu, potom by mala vláda naozaj usilovať o znižovanie dlhovej záťaže. Pokles sociálnych výdavkov premietnutý v znížení deficitu má asi 3,3krát slabší, no stále pozitívny vplyv. Škrty v spotrebe vlády, na rozdiel od rastu HDP, neohrozujú rast potenciálu. Znižovanie deficitu prostredníctvom znižovania vládnych investícií vedie k poklesu tempa rastu potenciálu. Aj v tejto analýze, zdá sa, platí opodstatnenosť zlatého pravidla verejných financií. Všetky podstatné závery sú diskutované v časti 4.1.

Nesignifikantný dopad deficitu po vynechaní príjmových komponentov by mohol odkrývať nedostatky empirickej analýzy. V prípade platnosti výsledkov by rast akýchkoľvek príjmov vlády, znižujúci fiškálny deficit, neohrozoval rast HDP ani potenciálu. Avšak napríklad Kotlán a Machová (2014) upozorňujú na distribuovaný efekt daní v čase, ktorý odhad (6) nezachycuje. V ďalšej empirickej práci by pre posudzovanie minimálne daňovej politiky mohla byť vhodnejšia metóda PMG estimátoru s error correction členom, ktorú využíva napríklad Acosta-Ormaechea a Yoo (2012), alebo Gemmell *et al.* (2011). Ďalšou možnosťou je ARLD model, ktorý využívajú Afonso a Alegre (2008). Oba prístupy umožňujú sledovať distribuovanú dynamiku nezávislých premenných.

Výrazným problémom odhadov dopadu fiškálnych premenných je ich vzájomná závislosť, ktorá znižuje hodnotu výsledkov regresii. Afonso a Jalles (2014b) uvádzajú, že fiškálne premenné nie sú autonómne. Napríklad trend sociálnych výdavkov je prevažne určený demografickým vývojom, a až následne rozhodnutím vlády. Nemenej závažným problémom je endogenita fiškálnych premenných. Furcerri a Zdzienicka (2012) ju odstraňujú modelovaním fiškálnej premennej v závislosti na ekonomickom raste a ďalších faktoroch, a rezíduum používajú ako autonómny exogénny fiškálny šok.

Tento príspevok je určený diskusií o vplyvoch znižovania deficitu na ekonomický rast. Navzdory možným nedostatkom je jeho ambíciou prispieť komplexnou analýzou výdavkových a príjmových položiek, a rozšíriť štandardne definovaný ekonomický rast o rast potenciálu.



## Literatúra

- Acosta-Ormaechea, S., Yoo, J. (2012). *Tax Composition and Growth: A Broad Cross Country Perspective*. IMF Working Paper No. WP/12/257. DOI: 10.5089/9781616355678.001.
- Afonso, A., Alegre, J. G. (2008). *Economic Growth and Budgetary Components: A Panel Assessment for the EU*. ECB Working Paper No. 848.
- Afonso, A., Furceri, D. (2010). Government Size, Composition, Volatility and Economic Growth. *European Journal of Political Economy*, 26(4), 517–532. DOI: 10.1016/j.ejpolco.2010.02.002.
- Afonso, A., Jalles, J. T. (2014a). Assessing Fiscal Episodes. *Economic Modelling*, 37, 255–270. DOI: 10.1016/j.econmod.2013.10.035.
- Afonso, A., Jalles J. T. (2014b). Fiscal Composition and Long-term Growth. *Applied Economics*, 46(3), 349–358. DOI: 10.1080/00036846.2013.848030.
- Alesina, A., Ardagna, S., Parotti, R., Schiantarelli, F. (1999). *Fiscal Policy, Profits, and Investment*. NBER Working Paper No. 7207. DOI: 10.3386/w7207. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w7207>
- Arnold, J. (2008). *Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries*. OECD Economics Department Working Paper No. 643. DOI: 10.1787/236001777843.
- Bacchiocchi, E., Borghi, E. (2011). Public Investment under Fiscal Constraints. *Fiscal Studies*, 32(1), 11–42. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2011.00126.x.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Ed. Chichester: John Wiley & Sons. ISBN-13 978-0-470-01456-1.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in A Simple Model of Endogenous Growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103–125. DOI: 10.1086/261726.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. 2nd Ed. Cambridge (MA): MIT Press. ISBN 0-262-02553-1.
- Benos, N. (2009). *Fiscal Policy and Economic Growth: Empirical Evidence from EU Countries*. MRPA Working Paper No. 19174. Dostupné z: <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/19174/>
- Blanchard, O., Dell'Ariccia, G., Mauro P. (2010). Rethinking Macroeconomic policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 199–215. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2010.00334.x.
- Blanchard, O., Leigh, D. (2013). *Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers*. NBER Working Paper No. 18779. DOI: 10.3386/w18779. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w18779>
- Bleaney, M., Gemmell, N., Kneller, R. (2001). Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation, and Growth over the Long-run. *Canadian Journal of Economics*, 34(1), 36–57. DOI: 10.1111/0008-4085.00061.
- Buscemi, A., Yallwe, A. H. (2012). Fiscal Deficit, National Saving and Sustainability of Economic Growth in Emerging Economies: A Dynamic GMM Panel Data Approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(2), 126–140.
- Clark, T., Leicester, A. (2004). Inequality and two decades of British tax and benefit reforms. *Fiscal Studies*, 25(2), 129–158. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2004.tb00100.x.
- Crafts, N. (2013). Returing to Growth: Policy Lessons from History. *Fiscal Studies*, 34(2), 255–282. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2013.12005.x.
- De Cos, P. H., Moral-Benito, E. (2011). *Endogenous Fiscal Consolidations*. Banco de Espana Working Paper No. 1102. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=1792507>

- Devarajan, S., Swaroop, V., Zou, H. (1996). The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, 37(1), 313–344.  
DOI: 10.1016/s0304-3932(96)90039-2.
- Drobizsová, A., Machová, Z. (2015). Vliv fiskální politiky na ekonomický růst v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 63(3), 300–316. DOI: 10.18267/j.polek.1004.
- Easterly, W., Schmidt-Hebbel, K. (1993). Fiscal Deficits and Macroeconomic Performance in Developing Countries. *The World Bank Research Observer*, 8(2), 211–237.  
DOI: 10.1093/wbro/8.2.211.
- Furceri, D., Karras, G. (2009). Tax and growth in Europe. *South Eastern Europe Journal of Economics*, 2, 181–204.
- Furceri, D., Zdzienicka, A. (2012). The Effects of Social Spending on Economic Activity: Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries. *Fiscal Studies*, 33(1), 129–152.  
DOI: 10.1111/j.1475-5890.2012.00155.x.
- Fisher, S. (1993). The role of Macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512. DOI: 10.1016/0304-3932(93)90027-d.
- Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I. (2011). The Timing and Persistence of Fiscal Policy Impacts on Growth: Evidence from OECD Countries. *Economic Journal*, 121(550), F33–F58.  
DOI: 10.1111/j.1468-0297.2010.02414.x.
- Giavazzi, F., Pagano, M. (1990). *Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*. NBER Working Paper No. 3372. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w3372>
- Groneck, M. (2010). A Golden Rule of Public Finance or a Fixed Debt Regime? Growth and Welfare Effects of Budget Rules. *Economic Modelling*, 27(2), 523–534.  
DOI: 10.1016/j.econmod.2009.11.005.
- Greiner, A., Semmler, W. (2000). Endogenous Growth, Government Debt and Budgetary Regimes. *Journal of Macroeconomics*, 22(3), 363–384.  
DOI: 10.1016/s0164-0704(00)00136-1.
- Gupta, S., et al. (2005). Fiscal Policy, Expenditure Composition and Growth in low-income Countries. *Journal of International Money and Finance*, 24(3), 441–463.  
DOI: 10.1016/j.jimonfin.2005.01.004.
- Hanousešková, J., Kočenda, E. (2011). Public Investment and Fiscal Performance in the New EU Member States. *Fiscal Studies*, 32(1), 43–71. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2011.00127.x.
- Checherita C., Rother, P. (2010). *The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area*. ECB Working Paper No. 1237. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1237.pdf>
- Christie, T. A. L., Rioja, F. K. (2014). Government Expenditures, Financing, and Economic Growth in Cape Verde. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(4), 01–19.  
DOI: 10.15640/jeds.v2n4a1.
- Izák, V. (2015). Soukromý a veřejný dluh. *Politická ekonomie*, 63(1), 74–90.  
DOI: 10.18267/j.polek.989.
- Kneller, R., Bleaney, M., Gemmell, N. (1999). Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Public Economics*, 74(2), 171–190.  
DOI: 10.1016/s0047-2727(99)00022-5.
- Kotlán, I., Machová, Z. (2014). Horizont daňové politiky v zemích OECD. *Politická ekonomie*, 62(2), 161–173. DOI: 10.18267/j.polek.944.

- Laopodis, N. T. (2012). Dynamic Linkages among Budget Deficits, Interest Rates and the Stock Market. *Fiscal Studies*, 33(4), 547–570. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2012.00172.x.
- Minea, A., Villieu, P. (2009). Borrowing to finance public investment? The “golden rule of public finance” reconsidered in an endogenous growth setting. *Fiscal Studies*, 30(1), 103–33. DOI: 10.1111/j.1475-5890.2009.00091.x.
- Muinelo-Gallo, L., Roca-Sagalés, O. (2011). Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policies. *Australian Economic Papers*, 50(2–3), 74–97. DOI: 10.1111/j.1467-8454.2011.00412.x.
- Murín, M. (2014). The Influence of Fiscal Policy on Economic Growth: the Role of Fiscal Deficit, in Machová, Z., ed., *Prosceeding from the 4th International Scientific Conference „Taxes in the World“*. Ostrava: VŠB – Technical University of Ostrava, 2014.
- Pelagidis, T., Desli, E. (2004). Deficits, Growth and Current Slowdown: what role for the fiscal policy? *Journal of Post-Keynesian Economics*, 26(3), 457–465.
- Romero-Avila, D., Strauch, R. (2008). Public Finances and Long Term Growth in Europe: Evidence from a Panel Data Analysis. *European Journal of Political Economy*, 24(1), 172–191. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2007.06.008.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I Just Ran Two Million Regressions. *American Economic Review*, 87(2), 178–183.
- Taylor, L., Proano, Ch. R., De Carvalho, L., Barbosa, N. (2012). Fiscal Deficits, Economic Growth and Government Debt in the USA. *Cambridge Journal of Economics*, 36(1), 189–204. DOI: 10.1093/cje/ber041.